N° 11F0019M au catalogue — N° 316
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-662-09975-8

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité chez les enfants des immigrants au Canada

par Abdurrahman Aydemir, Wen-Hao Chen et Miles Corak

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-K, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité chez les enfants des immigrants au Canada

par Abdurrahman Aydemir*, Wen-Hao Chen et Miles Corak*****

11F0019M N° 316
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-662-09975-8

*Department of Economics
Sabanci University
**Statistique Canada
*** Graduate School of Public and International Affairs
University of Ottawa,
Institute for the Study of Labor (IZA),
et Statistique Canada

Statistique Canada
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-K, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa, K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Octobre 2008

Nota : Des versions antérieures du présent document ont été présentées aux réunions de mai 2007 de l'Association canadienne d'économique, à Halifax (Canada), aux réunions de juin et d'octobre 2007 du Réseau canadien de chercheurs sur le marché du travail et les compétences, à Toronto et à Vancouver (Canada), aux réunions de juillet 2007 de la Population Association of New Zealand, à Wellington (Nouvelle-Zélande), à l'atelier d'octobre 2007 sur la transmission intergénérationnelle des résultats socioéconomiques parrainé par l'IZA, à Bonn (Allemagne), ainsi qu'à la conférence de décembre 2007 du Projet de recherche sur les politiques, à Ottawa (Canada). Nous remercions les personnes qui ont participé à ces séances et celles qui ont assisté aux séminaires offerts à l'Université Western Ontario et à l'Université d'Ottawa pour leurs commentaires et leur rétroaction. La responsabilité du contenu du document incombe uniquement aux auteurs et ne devrait pas en l'occurrence être attribuée à Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019M, no. 316).

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Table des matières

Résumé 5

Sommaire exécutif 6

1 Introduction 7

2 Aperçu descriptif 8

3 Données et cadre d'analyse 10

4 Résultats 15
4.1 Degré et nature de la mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité 15
4.2 Niveau de scolarité et gains des parents 17
4.3 Variations de l'association intergénérationnelle du niveau de scolarité 18

5 Certaines précisions 19

6 Conclusion 21

Tableaux 23

Figures 35

Bibliographie 37

Résumé

Nous analysons la mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité des hommes et des femmes canadiens nés d'immigrants. Nous traçons un portrait détaillé des Canadiens et nous fournissons des estimations du degré de mobilité intergénérationnelle chez les enfants d'immigrants. La persistance intergénérationnelle du nombre d'années de scolarité est assez faible entre les immigrants et leurs enfants nés au Canada, se situant au tiers de celle de la population en général. Les gains des parents ne sont pas corrélés avec les années de scolarité pour les enfants de deuxième génération, ou encore comportent une corrélation négative. Enfin, nous déterminons que la transmission intergénérationnelle du niveau de scolarité n'a pas changé pour les cohortes de naissance de la période d'après-guerre.

Mots clés : immigrants, niveau de scolarité, mobilité intergénérationnelle

Classification JEL : F22, I20, J62.

Sommaire exécutif

Cette recherche met l'accent sur les résultats en matière d'études des enfants des immigrants. Nous nous posons trois questions. Tout d'abord, quel est le degré de mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité et, diffère-t-il entre les immigrants et leurs enfants? En deuxième lieu, quels sont les facteurs les plus étroitement liés aux résultats scolaires des Canadiens de deuxième génération : les gains des parents ou leur niveau de scolarité? En troisième lieu, l'étroitesse du lien entre le niveau de scolarité des parents immigrants et de leurs enfants nés au Canada a-t-elle changé au fil du temps?

Nous répondons à ces questions en employant le modèle de régression à la moyenne pour mesurer la mobilité de l'éducation d'une génération à l'autre. Nous procédons de deux façons distinctes : 1) indirectement, grâce à un estimateur groupé fondé sur les données du recensement, avec lequel les données sur des pères immigrants sont tirées du Recensement de 1981 et celles d'enfants de deuxième génération qui pourraient être les leurs sont tirées du Recensement de 2001; et 2) directement, grâce aux données déclarées par les personnes sur le niveau de scolarité de leurs parents dans l'Enquête sur la diversité ethnique.

Les principaux résultats se résument comme suit. Tout d'abord, nous avons déterminé que la persistance intergénérationnelle du nombre d'années de scolarité est assez faible entre les immigrants et leurs enfants nés au Canada, se situant au tiers seulement de celle des enfants nés au Canada de parents nés au Canada. En deuxième lieu, l'argent a peu à faire avec ce lien intergénérationnel et, dans les faits, les parents ayant de plus faibles gains ont des enfants plus scolarisés. Enfin, l'étroitesse du lien entre les années de scolarité des parents et des enfants ne change pas selon la cohorte de naissance pour la période d'après-guerre.

Néanmoins, quelques mises en garde s'imposent en ce qui a trait à l'interprétation des résultats. Tout d'abord, notre analyse ne vise pas à déterminer ou à expliquer les raisons qui sous-tendent ces modèles. En deuxième lieu, nous soulignons le fait que nos résultats descriptifs sont globaux et se rapportent à des moyennes sociétales. En fait, quelques éléments pourraient nécessiter une analyse plus poussée. Un cas particulier est celui des pères immigrants qui arrivent au pays avec un niveau de scolarité supérieur à la moyenne, mais qui ont des gains inférieurs à la moyenne, et qui voient la même situation se reproduire chez leurs enfants. En outre, notre analyse est de nature historique et porte sur les cohortes d'immigrants qui sont arrivées au pays il y a quelques décennies et dont les enfants ont fréquenté l'école dans le passé. On ne sait pas clairement dans quelle mesure les modèles que nous exposons, et les groupes particuliers dont nous parlons, peuvent être extrapolés dans l'avenir.

1 Introduction

Le niveau de scolarité des enfants immigrants est souvent cité comme un résultat important lié à leurs capacités de réussir sur le marché du travail. L'objectif de notre recherche est d'éclairer le débat en mettant l'accent sur les résultats en matière d'études des enfants des immigrants. L'analyse est fondée sur l'expérience canadienne. Notre base de référence est constituée des ouvrages de plus en plus nombreux sur la mobilité intergénérationnelle des gains et du niveau de scolarité, qui sont venus compléter les nombreuses études sur la situation sociale et économique des immigrants. Ces ouvrages examinent l'étroitesse du lien entre la situation des immigrants et les résultats de leurs enfants à l'âge adulte, ceux que l'on appelle la « deuxième génération ». Par exemple, Borjas (1992, 1993), Card, DiNardo et Estes (2000), ainsi que Card (2005), se penchent sur les résultats des enfants des immigrants nés aux États-Unis, tant au chapitre des études qu'à celui des gains, et plus particulièrement sur leur situation par rapport à leurs parents et aux enfants dont les parents sont aussi nés aux États-Unis. Des questions similaires ont aussi été étudiées en Europe, y compris notamment par : Van Ours et Veenman (2003), pour les Pays-Bas; Hammarstedt et Palme (2006), Österberg (2000), Rooth et Ekberg (2003), pour la Suède; Nielson et coll. (2003), pour le Danemark; Bauer et Riphahn (2007), pour la Suisse; Dustmann et Theodoropoulos (2006), pour la Grande-Bretagne; et Gang et Zimmerman (2000), Riphahn (2002, 2003), ainsi que Fertig et Schmidt (2002), pour l'Allemagne. Le Canada est souvent cité comme un exemple de réussite du point de vue du bien-être des immigrants. Toutefois, à notre connaissance, il n'existe pas d'études de la sorte pour le Canada. Soroka, Johnston et Banting (2007), de même que Reitz et Banerjee (2007), étudient des aspects de la dynamique intergénérationnelle au Canada, dans des domaines autres que le niveau de scolarité, mais l'analyse que nous effectuons à partir de données canadiennes est probablement davantage dans l'esprit de celle d'Aydemir, Chen et Corak (à paraître), qui examinent la mobilité intergénérationnelle des gains des immigrants au Canada.

Nous nous posons trois questions qui sont pertinentes au débat lié au bien-être des enfants d'immigrants. Tout d'abord, quel est le degré de mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité et, diffère-t-il entre les immigrants et leurs enfants? En deuxième lieu, quels sont les facteurs les plus étroitement liés aux résultats scolaires des Canadiens de deuxième génération : les gains des parents ou leur niveau de scolarité? En troisième lieu, l'étroitesse du lien entre le niveau de scolarité des parents immigrants et de leurs enfants nés au Canada a-t-elle changé au fil du temps?

La réponse à ces questions pourrait contribuer à jeter de la lumière sur les inquiétudes concernant les répercussions importantes de la situation économique actuelle des immigrants récents sur la prochaine génération. La détérioration relative de la situation économique des immigrants, et plus particulièrement des immigrants récents, est bien documentée au Canada, par exemple, dans Aydemir et Skuterud (2005), Baker et Benjamin (1994), Bloom, Grenier et Gunderson (1995), Frenette et Morissette (2003), Grant (1999), ainsi que Hou et Picot (2003). Si l'argent joue un rôle important dans la détermination du niveau de scolarité des enfants des immigrants, elle pourrait également compter pour leur bien-être économique et la mesure dans laquelle ils peuvent participer au marché du travail canadien.

2 Aperçu descriptif

Notre analyse est fondée sur le Recensement de 2001 au Canada, ainsi que sur une enquête postcensitaire connexe menée en 2002, l'Enquête sur la diversité ethnique (EDE). L'analyse des données du recensement est fondée sur les données recueillies grâce à une nouvelle question sur le lieu de naissance des parents du répondant. Le « questionnaire complet » du recensement, qui est rempli par 20 % de la population, comporte une question à l'intention de toutes les personnes de 15 ans et plus au sujet du pays où leur père et leur mère sont nés[1]. Grâce à cette question, le Recensement de 2001 permet d'identifier avec précision les immigrants, les immigrants de deuxième génération et les autres descendants d'immigrants nés au Canada (que nous appelons immigrants de troisième génération et plus). La base d'échantillonnage de l'EDE est constituée des personnes qui ont répondu au questionnaire complet, avec un suréchantillonnage de celles dont l'origine ethnique n'est pas anglo-saxonne, ce qui permet une analyse plus détaillée des Canadiens selon leurs antécédents ethniques et culturels (Statistique Canada, 2003). Elle comporte la même question concernant le lieu de naissance des parents que le recensement, ce qui permet une analyse des immigrants et des immigrants de deuxième génération, outre la population en général.

Comme le Recensement de 2001 représente la première occasion depuis 1971 où l'information sur le lieu de naissance des parents est disponible, nous commençons par donner un aperçu descriptif de la population canadienne, qui replace les immigrants de deuxième génération et leur niveau de scolarité dans un contexte plus général. Les tableaux 1 et 2 présentent des données représentatives de la population canadienne, à partir du fichier complet de 20 % des hommes et des femmes catégorisés selon l'origine de leurs parents. La population est classée en trois grands groupes, à savoir : 1) les personnes nées au Canada, c'est-à-dire celles de descendance autochtone ou de troisième génération et plus; 2) les immigrants, c'est-à-dire les personnes nées dans un autre pays que le Canada; et 3) les Canadiens de deuxième génération, c'est-à-dire les personnes nées au Canada dont les parents sont nés ailleurs. Comme les études publiées donnent à penser que l'intégration à long terme est reliée à l'acquisition de la langue et à l'âge au moment

1. Il s'agit de la question 32 dont le libellé exact est le suivant :

Attention! Ces questions s'adressent aux personnes âgées de 15 ans et plus.
LIEU DE NAISSANCE DES PARENTS

32 Où est né **chacun des** parents de cette personne?
Cochez « × » ou précisez le pays selon les frontières actuelles.

a) Père ☐ Né au Canada
Né en dehors du Canada
Précisez le pays
[ ]

b) Mère ☐ Née au Canada
Née en dehors du Canada
Précisez le pays
[ ]

Des renseignements de ce type ont été recueillis pour la dernière fois lors du Recensement de 1971, qui comportait une question nettement plus restrictive, demandant uniquement si les parents du répondant étaient nés au Canada, sans que soit précisé leur pays de naissance.

de la migration, nous répartissons la population d'immigrants en deux groupes, c'est-à-dire ceux qui sont arrivés avant l'âge de 12 ans et ceux âgés de 12 ans et plus au moment de leur arrivée. Les membres du premier groupe auront vraisemblablement fait une partie de leurs études primaires au Canada et sont plus susceptibles d'avoir acquis de bonnes compétences linguistiques. Selon certaines études, il s'agit d'éléments importants à prendre en considération pour comprendre l'intégration des enfants d'immigrants (Worswick, 2004). Cela pourrait également signifier que les résultats de ce groupe à l'âge adulte pourraient ne pas différer de ceux des enfants nés au Canada de parents immigrants, c'est-à-dire le groupe d'immigrants de deuxième génération. Aux fins descriptives de ces deux tableaux, nous subdivisons les Canadiens de deuxième génération en trois sous-groupes, selon que seul le père, seule la mère ou les deux parents sont immigrants[2].

D'après les parts pondérées de la population, en 2001, près de 65 % de la population canadienne de 16 à 65 ans étaient de descendance autochtone ou de troisième génération, et environ 20 % étaient des immigrants. Les groupes sur lesquels nous nous concentrons, c'est-à-dire ceux dont les deux parents sont nés à l'extérieur du pays, représentent 7,7 % de la population masculine et environ 7,3 % de la population féminine. Une définition plus large des immigrants de deuxième génération, fondée sur le fait d'avoir un seul parent né à l'extérieur du Canada, permettrait d'englober un peu plus de 15 % de la population, et près de 20 % si l'on incluait les personnes qui ont immigré au pays avant l'âge de 12 ans. Autrement dit, les immigrants et les immigrants de deuxième génération constituent une part appréciable de la population canadienne.

L'accent mis sur les personnes dont les deux parents sont nés à l'étranger permet de se concentrer sur une sous-catégorie probablement plus difficile à intégrer que celle constituée des personnes dont un des deux parents est né au Canada. Ce groupe, à la condition d'être composé de personnes de 16 à 65 ans, a en moyenne 35 ans et ses membres ont tendance à être légèrement plus jeunes que leurs homologues nés au Canada, dont les deux parents sont nés au pays, qui ont environ 39 ans en moyenne. Un peu plus de 50 % ont moins de 35 ans, comparativement à un peu moins de 40 % pour les Canadiens de troisième génération et plus.

Parallèlement, ces Canadiens de deuxième génération ont aussi tendance à être plus scolarisés : ceux dont les deux parents sont nés ailleurs comptent en moyenne environ 14 années de scolarité, soit une année de plus que les Canadiens de troisième génération. Environ le tiers d'entre eux comptent au moins 16 ans de scolarité, plus de 20 % des hommes et presque les trois quarts des femmes ayant au moins un diplôme universitaire de premier cycle. Environ 22 % des Canadiens de troisième génération comptent ce nombre d'années de scolarité, tandis que moins de 15 % ont au moins un diplôme universitaire de premier cycle. En fait, près de 30 % des hommes de troisième génération et environ le quart des femmes de troisième génération ont moins de 12 ans de scolarité, cette proportion étant significativement plus faible que les 16 % et 14 % enregistrés, respectivement pour les hommes et les femmes de deuxième génération.

2. Nous limitons les données du recensement aux personnes de 16 à 65 ans ne vivant pas en établissement. Sont également exclues les personnes qui résidaient en dehors des 10 provinces et les résidents non permanents. Ces derniers sont les personnes résidant au Canada aux termes d'un visa d'étudiant ou de travail, d'un permis ministériel ou d'une demande du statut de réfugié.

Ces comparaisons continuent de favoriser les Canadiens de deuxième génération, même lorsqu'elles sont effectuées à l'intérieur de cohortes de naissance, comme dans les tableaux 3 et 4. Chaque cohorte de 10 ans de Canadiens de deuxième génération dont les deux parents sont nés ailleurs comporte une proportion plus élevée de personnes comptant 16 années de scolarité ou plus que les Canadiens de troisième génération et plus. Cela est particulièrement vrai dans le cas des cohortes plus jeunes. Plus de 44 % des hommes de 25 à 34 ans dont les deux parents sont nés à l'étranger comptent au moins 16 années de scolarité, comparativement à 30 % de ceux dont les parents sont nés au pays. Un peu plus de la moitié des femmes de deuxième génération de ce groupe d'âge comptent au moins autant d'années de scolarité, comparativement à 35 % de leurs homologues de troisième génération, cette proportion étant plus élevée que pour toute autre cohorte de naissance pour les deux sexes. Même si ce groupe de femmes est beaucoup scolarisé que leurs homologues de sexe masculin du même âge, dans le cas des cohortes plus âgées, et particulièrement la plus âgée, les hommes ont tendance à être plus scolarisés.

Notre analyse est fondée essentiellement, mais pas entièrement, sur cette cohorte plus jeune. Il s'agit d'un groupe suffisamment âgé pour que nous puissions raisonnablement commencer à supposer que sa scolarité est terminée, mais suffisamment jeune pour permettre une analyse des diverses générations, à partir des données sur leurs parents recueillies dans le Recensement de 1981.

3 Données et cadre d'analyse

L'approche empirique est motivée par le modèle de régression vers la moyenne utilisé dans l'analyse économique pour mesurer la mobilité des gains, du revenu et d'autres indicateurs de la situation socioéconomique d'une génération à l'autre, comme le font, par exemple, Corak (2004) et Mulligan (1997). Ce modèle est donné par l'équation (1), où Y représente un résultat d'intérêt, dans notre cas les années de scolarité, et t est un indice de génération.

$$Y_{i,t} = \alpha_t + \beta\, Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (1)$$

Si l'on prend l'exemple de la scolarité, dans cette équation, le niveau de scolarité de l'enfant de la famille i serait $Y_{i,t}$, qui est égal au nombre moyen d'années de scolarité des enfants de la génération t, représenté par α_t, auquel s'ajoute deux facteurs déterminant l'écart par rapport à cette moyenne, c'est-à-dire une fraction du niveau de scolarité des parents ($\beta\, Y_{i,t-1}$) et d'autres influences qui ne sont pas associées au niveau de scolarité des parents ($\varepsilon_{i,t}$).

Le niveau moyen de scolarité évolue au fil du temps et il est très probable qu'un grand nombre de membres d'une génération seront plus scolarisés que leurs parents, ce qui est traduit dans l'équation (1) par la valeur de α. Cependant, fait tout aussi important, l'équation reflète l'idée que le niveau de scolarité d'une personne est malgré tout relié à celui de ses parents. C'est ce qu'indique la valeur de β, qui représente la fraction de l'avantage au chapitre de la scolarité transmise en moyenne d'une génération à l'autre. Autrement dit, β résume en un seul chiffre le degré de mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité dans une société. Il pourrait théoriquement être égal à n'importe quel nombre réel. Une valeur positive indiquerait la persistance intergénérationnelle du niveau de scolarité, où un niveau de scolarité plus élevé des

parents est associé à un niveau de scolarité plus élevé des enfants; une valeur négative indiquerait une inversion intergénérationnelle du revenu, où un niveau de scolarité plus élevé des parents est associé à un niveau de scolarité plus faible des enfants. En fait, les ouvrages publiés montrent que ce coefficient a toujours été positif, même s'il varie de façon significative d'un pays à l'autre, et selon le niveau de développement comme, par exemple, dans l'analyse de plus de 30 pays par Hertz et coll. (2007)[3].

Nous utilisons ce cadre de deux façons distinctes : indirectement, grâce à un estimateur groupé tiré du recensement, et directement, grâce aux données déclarées par les personnes sur le niveau de scolarité de leurs parents dans l'Enquête sur la diversité ethnique. Nous nous inspirons de l'analyse américaine de Card, DiNardo et Estes (2000) et nous définissons les immigrants de deuxième génération comme étant les personnes nées au Canada dont la mère et le père sont tous deux nés en dehors du Canada. Les immigrants de première génération sont définis comme étant ceux qui ont immigré au Canada, quel que soit l'âge qu'ils avaient à leur arrivée. En commençant, il convient de souligner que les données du Recensement de 2001 ne permettent pas d'établir de lien direct entre les résultats des enfants à l'âge adulte et la situation des parents quand ils élevaient leur famille. Toutefois, elles permettent de construire un estimateur « groupé » reliant les résultats moyens des adultes de deuxième génération en 2001 aux caractéristiques moyennes des adultes immigrants compris dans le Recensement de 1981, qui pourraient être leurs parents. Une analyse de la mobilité intergénérationnelle des immigrants au moyen de données détaillées sur le pays d'origine selon ces lignes est également donnée dans Borjas (1993) et Card, DiNardo et Estes (2000), aux États-Unis, ainsi que dans les recherches sur la mobilité intergénérationnelle des gains des enfants des immigrants canadiens, dans Aydemir, Chen, Corak (à paraître).

Les fichiers d'analyse du recensement sont construits de la façon suivante. L'échantillon de pères immigrants est tiré du Recensement de 1981 et est limité aux individus dont la conjointe était également immigrante et qui ont des enfants de 5 à 17 ans nés au Canada. Nous procédons à une régression par les moindres carrés pour calculer les valeurs prévues de $Y_{i,t-1}$ pour chaque pays d'origine pour les individus satisfaisant à ces critères. De façon correspondante, l'échantillon d'immigrants de deuxième génération comprend les individus âgés de 25 à 37 ans en 2001, dont les parents sont tous deux immigrants. De même, les valeurs prévues de $Y_{i,t}$ sont calculées pour chaque pays mentionné par les répondants comme étant le pays d'origine du père.

Comme la variation des variables de résultat peut être due aux différences de caractéristiques démographiques entre les groupes de pays, nous avons calculé le nombre d'années de scolarité et

3. La mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité est évidemment une préoccupation de longue date en économie et en sociologie. Certains des travaux canadiens les plus fréquemment cités dans ce domaine comprennent de Broucker et Lavallée (1998), à partir de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes, Fournier, Butlin et Giles (1995), à partir de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, et Sen et Clemente (inédit), à partir de l'Enquête sociale générale. L'esprit de ce dernier travail est celui qui se rapproche le plus de la méthodologie que nous utilisons, mais toutes ces études font ressortir une association positive étroite entre les niveaux de scolarité des parents et celui des enfants, même si aucune n'est axée sur les immigrants. Plus récemment, l'attention s'est portée sur le rapport entre les antécédents familiaux et les résultats proprement dits des enfants au chapitre de la littératie et de la numératie, par opposition à la scolarité en bonne et due forme. Voir, par exemple, OCDE et UNESCO (2003), sur la base du Programme international pour le suivi des acquis des élèves.

les gains corrigés de l'effet de l'âge et de la région pour chaque groupe de pays d'origine. Pour les parents immigrants, nous calculons la régression des variables d'intérêt — années de scolarité et aussi logarithme des gains hebdomadaires — sur l'âge, le carré de l'âge, des variables nominales de pays d'origine, des variables nominales de province de résidence au Canada et des variables nominales de pays d'origine avec l'âge et avec le carré de l'âge. L'inclusion de ces termes d'interaction permet de tenir compte des différences de profils de cycle de vie entre pays. Puis, nous calculons les valeurs prévues du nombre d'années de scolarité ou des gains pour chaque pays d'origine à l'âge de 40 ans, dans le cas des personnes résidant en Ontario, la province la plus populeuse[4]. Pour les fils et les filles de deuxième génération, nous produisons des résultats corrigés des effets de l'âge et de la région par régression du nombre d'années de scolarité sur l'âge, le carré de l'âge, des variables nominales de pays d'origine du père et des variables nominales de région, puis nous calculons les résultats prévus pour chaque groupe de pays pour un individu de 31 ans vivant en Ontario. Ces points du cycle de vie correspondent à ceux utilisés dans Aydemir, Chen, Corak (à paraître) et dans la majeure partie des ouvrages publiés sur la mobilité intergénérationnelle des gains au Canada, ainsi qu'à la suggestion de Haider et Solon (2006), qui examinent les biais du cycle de vie dans le calcul du revenu permanent.

Pour éviter les problèmes que posent les échantillons de petite taille, nous agrégeons certains pays pour lesquels le nombre d'observations est inférieur à 30 dans les groupes, et nous arrivons à un total de 70 pays/régions. L'agrégation est faite séparément pour les fils et les filles. Nous utilisons ces 70 points de données pour estimer l'équation (1) pour les fils et pour les filles en utilisant comme variable de résultat les années de scolarité, pondérées selon les parts de la population. Comme il est mentionné précédemment, nous calculons aussi les gains des parents de la même façon, ce qui offre la possibilité d'établir un lien à la fois entre le niveau de scolarité des parents et les gains et le niveau de scolarité des enfants.

L'estimateur de données groupées de l'équation (1) comporte à la fois des avantages et des inconvénients. Ceux-ci sont abordés dans Card, DiNardo et Estes (2000). L'inconvénient le plus évident est le décalage possible entre les générations. Les « parents » sont les parents potentiels des enfants et il pourrait y avoir un décalage dans leur représentativité des parents réels en raison du décès ou de l'émigration. Parallèlement, toutefois, il convient de souligner que l'important échantillon dont nous disposons grâce au fichier complet à 20 % du recensement réduit ce problème dans la plus large mesure possible dans les ouvrages publiés avec lesquels nous sommes familiers. De façon plus particulière, il s'agit d'une correspondance plus étroite que celle possible à partir des données américaines. Par exemple, Card, DiNardo et Estes (2000) sont en mesure d'élaborer une structure similaire pour seulement 30 pays d'origine, et les données les obligent à établir un lien entre les gains et le niveau de scolarité de tous les immigrants et tous les individus de deuxième génération de 16 à 65 ans. Par ailleurs, comme le démontrent Aydemir et Borjas (inédit), étant donné que les moyennes à l'intérieur des cellules sont fondées sur des calculs qui représentent des échantillons, leur exactitude variera selon le nombre d'observations disponibles. Cela a pour effet que la variation d'échantillonnage lié à la variable indépendante

4. Les restrictions quant à l'exclusion imposées aux données sous-jacentes diffèrent légèrement pour les deux variables d'intérêt. Dans le cas de la scolarité, nous utilisons toutes les observations disponibles; dans le cas des gains hebdomadaires, nous utilisons uniquement les observations dans lesquelles les répondants déclarent des gains positifs.

entraînera un biais d'atténuation. Aydemir et Borjas (inédit) examinent la nature et la portée de ce biais, et démontrent en outre que l'utilisation du fichier à 20 % du recensement, par opposition aux taux d'échantillonnage plus faibles disponibles dans les versions à grande diffusion des données du Recensement, produit un échantillon suffisamment important pour réduire ses répercussions.

Par ailleurs, cet estimateur a comme avantage qu'il est plus résistant aux erreurs mesure. Il s'agit d'une préoccupation particulièrement importante pour l'analyse de la transmission intergénérationnelle de l'inégalité des gains, dont parle, par exemple, Solon (1999, 1992). Dans ces ouvrages, les chercheurs sont aux prises avec la difficulté de devoir inférer des données sur le revenu permanent à partir des gains annuels, ainsi que de tenter de réduire un problème classique d'erreurs dans les variables, grâce à des variables instrumentales ou à des moyennes pluriannuelles, à partir de données de panel sur les gains annuels individuels. Au premier abord, il pourrait sembler raisonnable de supposer que les problèmes d'erreur de mesure dans un résultat comme la scolarité ne sont pas aussi graves que pour les gains. Une part importante des ouvrages publiés supposent implicitement, et même explicitement, que de tels problèmes sont absents dans les faits, mais Ermisch et Francesconi (2004), à partir de données du Royaume-Uni concernant une mesure couramment utilisée du statut socioéconomique, soulignent que ce n'est peut-être pas le cas.

Ceci étant dit, nous utilisons les données du Recensement en parallèle et en complément des données de l'Enquête sur la diversité ethnique (EDE), cette dernière ayant comme avantage d'offrir des données sur le niveau de scolarité au niveau de la personne pour deux générations. Il s'agit d'une enquête postcensitaire représentative de l'ensemble de la population, mais dont l'objectif est de produire des données sur les antécédents ethniques et culturels des Canadiens. Un échantillon d'un peu moins de 42 500 personnes de 15 ans et plus ont été interviewées en 2002, les données d'un questionnaire sur cinq du Recensement de 2001 servant de base d'échantillonnage, et la sélection de l'échantillon étant fondée sur l'origine ethnique, le lieu de naissance et le lieu de naissance des parents. Les personnes qui n'indiquaient pas être canadiennes, britanniques, françaises, américaines, australiennes ou néo-zélandaises dans leurs réponses aux questions sur l'origine ethnique ont été suréchantillonnées (Statistique Canada, 2003). L'EDE a comme limite qu'elle ne fournit pas de données sur les gains et le revenu des parents, et que la taille plus limitée de l'échantillon restreint dans une certaine mesure l'examen qui peut être fait de pays d'origine particuliers. C'est de cette façon que les données du recensement peuvent être utilisées comme complément utile. Les avantages de cette enquête par rapport au recensement sont qu'elle fournit des données rétrospectives sur le niveau de scolarité des parents recueillies auprès des répondants, et qu'elle permet d'estimer l'équation (1), à la fois pour les enfants d'immigrants, pour l'ensemble de la population de Canadiens et pour différentes cohortes de naissance.

L'EDE comprend toutes les données du Recensement de 2001 pour chacun des répondants, y compris, ce qui importe le plus à nos fins, le niveau de scolarité. Les données sur le niveau de scolarité des parents, toutefois, font partie de l'une des neuf catégories. En convertissant ces données en années de scolarité, nous tenons compte du fait que, outre qu'elles rendent compte des années réelles de scolarité, les données du recensement sont catégoriques et plus détaillées dans les faits, 16 catégories étant utilisées. Nous recodons à la fois les catégories de l'EDE et

celles du Recensement de 1981 en sept catégories communes[5]. Puis, nous apparions les années de scolarité du recensement et de l'EDE par cellule définie selon le sexe, le pays d'origine, la catégorie de scolarité et l'âge (25 à 44 ans, 45 à 54 ans et 55 ans et plus). À l'intérieur de chacune de ces cellules, nous calculons, à partir du Recensement de 1981, le mode des années de scolarité et nous apparions cette statistique aux personnes de l'EDE dans des cellules définies de façon similaire, selon les renseignements fournis par ces personnes sur leurs mères et leurs pères[6].

Un résumé de ces données selon la grande région d'origine figure dans le tableau 5, de même que des données du recensement. Les années moyennes de scolarité pour les hommes et les femmes de deuxième génération des parties 3 et 4 du tableau sont essentiellement les mêmes pour les deux sources de données, ne différant jamais plus de 0,3 à 0,4 année. Cela n'est par surprenant, étant donné que les données de l'EDE sont tirées du recensement, les différences rendant probablement compte de l'erreur d'échantillonnage. Les Canadiens de deuxième génération, peu importe la région du monde où leurs parents sont nés, sont tous plus scolarisés que les Canadiens dont les parents sont nés au Canada. L'avantage est le plus grand pour les personnes ayant des origines africaines et asiatiques.

Les données des parties 1 et 2 servent à comparer les mesures directes des années de scolarité du recensement et les données calculées à partir des catégories comprises dans l'EDE. Les moyennes de ces deux sources sont similaires, sauf peut-être pour les personnes originaires d'Afrique, les données du recensement indiquant une moyenne de 14,9 années et nos calculs à partir de l'EDE supposant 16,1 années. Toutefois, les données de l'EDE sont fondées sur un échantillon assez petit de seulement 68 observations, ce qui fait que cette différence est probablement due à la variation d'échantillonnage. La différence suivante en importance est 0,7 an pour les personnes originaires d'Asie.

Par ailleurs, l'ensemble des données laisse supposer que tous les groupes ont réalisé des gains par rapport à leurs parents. Les Canadiens de 25 à 37 ans dont les parents sont nés au Canada comptent deux ou trois années de plus de scolarité que leurs parents. Des gains sont aussi réalisés par les Canadiens de deuxième génération, même si dans certains cas, ils ne sont pas aussi élevés en niveaux absolus, du fait que leurs parents partent à un niveau plus élevé. Les gains sont particulièrement élevés pour ceux dont les parents sont nés en Europe de Sud et de l'Est. En moyenne, les pères avaient un peu moins de neuf années de scolarité, mais les enfants, 15 ans. Ceux dont les parents sont nés en Asie avaient aussi des niveaux de scolarité significativement plus élevés que leurs parents, soit environ deux à trois années de plus en moyenne. Un examen plus détaillé de ce type de mobilité, dans le contexte de l'équation (1), à la fois à partir des données regroupées et des données individuelles, figure dans le reste du présent document.

---

5. Il s'agit des suivants : 1) niveau inférieur au secondaire, y compris absence de scolarité; 2) diplôme d'études secondaires; 3) études collégiales partielles, sans diplôme ou certificat; 4) études universitaires partielles, sans diplôme ou certificat; 5) diplôme ou certificat collégial; 6) diplôme universitaire de premier cycle; et 7) diplôme universitaire de deuxième et de troisième cycles.
6. Nous avons aussi calculé les médianes et les moyennes des cellules. Tous ces calculs ont produit des résultats similaires, mais le mode s'est rapproché le plus des résultats du recensement dans une comparaison selon les grandes régions d'origine.

4 Résultats

4.1 Degré et nature de la mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité

Les tableaux 6 et 7 comprennent les résultats de l'estimation de l'équation (1), à partir à la fois de l'estimateur de données groupées du recensement et des données au niveau individuel de l'Enquête sur la diversité ethnique (EDE), pour les hommes et les femmes de 25 à 37 ans. À cette fin, on utilise les années de scolarité du père comme régresseur dans la première partie du tableau, le niveau de scolarité de la mère dans la deuxième partie, et les deux en même temps, dans la dernière partie de chacun des tableaux. Dans le cas des hommes de 25 à 37 ans, chaque année additionnelle de scolarité du père est associée à 0,13 an de scolarité de plus. Cette estimation est à peu près la même, peu importe si on utilise l'estimation du recensement ou celle de l'EDE. Cela laisse supposer que l'estimateur de groupement ne souffre pas des problèmes de dégroupement liés à l'utilisation de pères possibles par opposition aux pères réels, et il existe probablement une faible erreur de mesure dans ces données. Toutefois, une autre interprétation est aussi possible. L'estimateur de données groupées fondé sur les données du recensement représente la somme de l'influence des parents au niveau individuel, ainsi que l'influence du niveau moyen de scolarité dans la collectivité. De ce fait, la similitude dans les résultats peut être interprétée comme laissant supposer qu'il n'y a pas d'influence de ce que l'on appelle le « capital social », dans le sens que donne Borjas (1992) à ce terme. Pour les femmes, les estimations ponctuelles sont différentes, à 0,10 et 0,16, mais l'erreur type est de 0,03, ce qui laisse supposer que les intervalles de confiance se chevauchent. Par ailleurs, toutes ces estimations semblent être à peu près les mêmes, à l'intérieur d'une erreur type, si l'on utilise le niveau de scolarité de la mère plutôt que celui du père comme variable du deuxième membre de l'équation.

Le deuxième résultat de ces tableaux est le suivant : à 0,13 et 0,16, les estimations sont plus faibles que celles pour les Canadiens de troisième génération de la même cohorte d'âge. Le niveau de scolarité des hommes et des femmes dont les parents sont nés au Canada comporte un lien beaucoup plus étroit avec celui de leurs pères et de leurs mères que pour les Canadiens de deuxième génération. Pour chaque année additionnelle de scolarité des parents, le niveau de scolarité de l'enfant est d'environ 0,37 à 0,4 année plus élevé, soit trois fois l'estimation pour les enfants nés au Canada dont les parents sont des immigrants. Ces résultats sont tout aussi robustes lorsque l'on utilise le niveau de scolarité de la mère comme régresseur. Cela fait contraste avec les constatations d'Aydemir, Chen et Corak (à paraître), selon lesquelles l'élasticité intergénérationnelle des gains annuels, qui est estimée à environ 0,2, est la même chez les Canadiens de deuxième génération que dans l'ensemble de la population.

Enfin, la dernière partie du tableau, qui inclut à la fois les années de scolarité du père et de la mère dans l'équation, montre explicitement, lorsque l'accent est mis sur l'EDE, que pour l'échantillon de deuxième génération, le niveau de scolarité de la mère et celui du père comportent à peu près la même association avec le niveau de scolarité du fils. Pour chaque année additionnelle de scolarité des parents, le niveau de scolarité des hommes de deuxième génération est plus élevé de 0,08 an, et pour chaque année additionnelle de scolarité de la mère, plus élevé de 0,1 an; l'erreur type de ces estimations se situe à 0,05. Le niveau de scolarité du père semble être plus important dans le cas des femmes, étant donné qu'il n'existe pas d'association statistiquement significative avec le niveau de scolarité de la mère. Le niveau de scolarité des

hommes de troisième génération comporte un lien plus étroit avec les années de scolarité du père, mais il n'y a pas de différence entre les effets des parents pour les femmes.

Toutefois, les résultats du recensement diffèrent de tous les autres observés. Le coefficient du niveau de scolarité du père est plus élevé, à 0,74 pour les fils et à 0,58 pour les filles, tandis que le niveau de scolarité de la mère est tout aussi élevé, mais de signe opposé. En fait, il existe une quasi-colinéarité entre les variables de ces données. Lorsque l'on utilise le niveau de scolarité du père comme variable dépendante et le niveau de scolarité de la mère comme régresseur, les moindres carrés produisent un coefficient de 1,05, et un R carré de 0,97. Cela laisse supposer que la variation importante des estimations de paramètre représente une fonction de la corrélation élevée du niveau de scolarité du père et de la mère au niveau de la collectivité. Par ailleurs, les résultats de l'EDE au niveau individuel ne montrent pas ces tendances. Il n'est pas possible d'améliorer cela grâce, par exemple, à l'ajout d'un plus grand nombre d'observations. Pour le moment, nous utilisons un recensement et nous maximisons le nombre de groupes qui peuvent être raisonnablement observés. Par conséquent, nous supprimons une des variables, le niveau de scolarité de la mère, de notre analyse, les résultats fondés sur l'EDE laissant vaguement supposer que le niveau de scolarité du père est davantage significatif statistiquement.

Habituellement, dans les ouvrages spécialisés sur le développement de l'enfant, le niveau de scolarité de la mère est perçu comme exerçant la principale influence sur le niveau de scolarité de l'enfant, par exemple, dans les travaux de Haveman et Wolfe (1994, p. 99 à 101). Toutefois, des recherches récentes ont remis cela en question, en raison du manque de contrôles du niveau de scolarité des parents dans bon nombre de ces études. Si l'homogamie existe et qu'elle fait en sorte que les niveaux de scolarité des parents sont similaires, l'utilisation du niveau de scolarité de la mère seulement pourrait porter à confusion (Behrman et Rosenzweig, 2002). En fait, Sen et Clemente (inédit) offrent une analyse des niveaux de scolarité intergénérationnelle à partir de l'Enquête sociale générale au Canada et obtiennent des résultats similaires aux nôtres. Les résultats concernent l'ensemble de la population et se comparent avec ceux figurant dans les tableaux 6 et 7 sous l'en-tête « Ensemble de la population ». Ils ont aussi déterminé que la probabilité de poursuivre des études postsecondaires comporte un lien positif avec le niveau de scolarité des deux parents, mais légèrement plus avec celui des pères[7]. Ces constatations peuvent

7. Les résultats figurant dans la deuxième colonne des tableaux 2 et 3 ne sont toutefois pas directement comparables à nos constatations, du point de vue de l'ampleur, parce qu'ils ont trait à la probabilité d'études postsecondaires ou d'études universitaires, plutôt que d'années de scolarité. Ils ne se limitent pas non plus à la cohorte d'âge sur laquelle nous mettons l'accent. Leur modèle de probabilité linéaire d'études postsecondaires produit des coefficients de 0,28 et 0,24 pour les indicateurs de la fréquentation par le père d'un établissement postsecondaire et par la mère d'un établissement postsecondaire. Ils contrôlent en outre l'âge, le sexe, l'état matrimonial et la province. Les coefficients sont estimés à 0,27 et 0,18 lorsque la probabilité d'études universitaires est examinée. de Haan et Plug (2007, tableau 2) rendent aussi compte d'un résultat similaire pour la Wisconsin Longitudinal Study.

aussi être utilisées pour justifier l'accent qui est mis dans le reste de notre analyse sur les rapports entre les résultats de l'enfant et le niveau de scolarité des parents[8].

4.2 Niveau de scolarité et gains des parents

Le tableau 8 présente les résultats des moindres carrés fondés sur les données du recensement et examine l'association entre le niveau de scolarité et le revenu des parents, et le niveau de scolarité de l'enfant. Les résultats figurant dans la première colonne reprennent, pour référence, ceux de la première colonne des tableaux 6 et 7, ce qui montre la faible association positive entre les années de scolarité du père et celles de l'enfant. Ces coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de signification marginal, étant trois fois plus élevé que l'erreur type, et expliquent environ du cinquième au tiers de la variance totale, selon que l'accent est mis sur les hommes ou sur les femmes. Cela fait contraste avec les constatations de la colonne 2, qui sont fondées uniquement sur le logarithme des gains hebdomadaires du père comme régresseur. Le coefficient n'est pas statistiquement différent de zéro, ni pour les hommes, ni pour les femmes, ce qui n'explique aucune des variations des données. Enfin, ce qui n'est pas étonnant, lorsque l'on utilise à la fois les années de scolarité et les gains du père dans le modèle, le niveau de scolarité domine. En fait, les gains comportent une association négative avec les années de scolarité de l'enfant, se situant à la marge de la signification statistique au niveau de 95 %, et le coefficient du niveau de scolarité devient plus élevé.

Tout cela laisse supposer qu'en moyenne, les gains moyens du père à eux seuls ne comportent pas d'association importante avec les résultats des enfants, fils ou filles, en matière d'études. Il n'existe pas d'interprétation simple de ces résultats. Ils ne comportent certainement pas de lien causal, mais en même temps, ils ne rendent pas simplement compte d'une quasi-colinéarité dans les variables. Les corrélations entre le niveau de scolarité et les gains des parents sont de 0,6192 pour les pères et de 0,3244 pour les mères. Un effet non observé peut entrer en jeu. Par exemple, il est possible que les enfants dont les parents ont un faible revenu aient eu des parents plus altruistes qui ont investi davantage dans les aspects non monétaires du capital humain que leurs homologues ayant des gains plus élevés. À tout le moins, ces modèles laissent suggérer que les résultats en matière d'études des enfants de deuxième génération comportent une corrélation beaucoup plus étroite avec le niveau de scolarité des parents et, parallèlement, avec la structure institutionnelle d'un système d'éducation qui ne semble pas limiter l'accès selon le revenu.

---

8. Nous avons aussi utilisé les régressions par quantile pour amplifier légèrement les résultats de l'Enquête sur la diversité ethnique, afin de souligner la partie de la distribution qui contribue à la différence dans la covariance intergénérationnelle des années de scolarité. Les résultats ne sont pas clairs et sans ambigüité. L'estimation par les moindres carrés de 0,134 pour les hommes de deuxième génération repose davantage sur les fils se situant à la médiane ou en dessous de la médiane que sur ceux se situant au-dessus, mais l'estimation de 0,4 pour les hommes de troisième génération repose sur ceux de la moitié supérieure de la distribution. C'est donc dire que le lien entre le niveau de scolarité des parents et le niveau de scolarité des enfants est plus fort pour les fils qui obtiennent de bons résultats parmi la population née au pays, mais plus fort pour les fils qui obtiennent de mauvais résultats pour la population de deuxième génération. Toutefois, ces tendances sont légères et, dans l'ensemble, il n'existe pas de différences réellement importantes. Les estimations pour la deuxième génération sont toujours beaucoup plus faibles que celles pour la troisième génération, dans l'ensemble de la distribution des niveaux de scolarité des enfants. Ces conclusions générales s'appliquent aussi aux femmes.

4.3 Variations de l'association intergénérationnelle du niveau de scolarité

Les tableaux 9 et 10 présentent une version élargie des résultats de l'EDE présentés dans les tableaux 6 et 7, grâce à une interaction complète entre l'équation (1) et les effets de la cohorte de naissance. Le cas de base est la cohorte des 25 à 34 ans, des coordonnées à l'origine et des pentes distinctes s'ajoutant pour les 35 à 44 ans, les 45 à 64 ans, et, enfin, les 65 ans et plus[9]. Trois résultats découlent de cet exercice pour les hommes et les femmes.

Tout d'abord, tant pour les populations de deuxième génération que de troisième génération, les coefficients de pente semblent être les mêmes pour toutes les cohortes de naissance. Les coefficients estimés pour les termes d'interaction avec le niveau de scolarité du père sont rarement supérieurs à une erreur type, et ils ne sont jamais supérieurs à deux erreurs types. Individuellement, ces coefficients ne sont pas statistiquement significatifs par rapport à zéro, et les tests F ne rejettent pas l'hypothèse nulle selon laquelle ils sont collectivement égaux à zéro.

En deuxième lieu, les estimations du terme constant font ressortir clairement que les Canadiens de deuxième génération acquièrent un plus grand nombre d'années de scolarité que ceux nés au pays dont les parents sont nés au Canada. Pour être précis, dans le cas des 25 à 34 ans, la différence en années de scolarité pour les hommes est de quatre ans en faveur des Canadiens de deuxième génération. Pour les femmes, elle est de presque 2,5 ans[10].

En troisième lieu, les coordonnées à l'origine distinctes pour chaque cohorte de naissance laissent supposer que seulement dans le cas de la cohorte la plus âgée, soit celle des personnes de plus de 65 ans en 2001, les années de scolarité sont différentes. Cette cohorte a acquis de 2,75 à 4,66 années de scolarité de moins que les cohortes plus jeunes. Cela pourrait raisonnablement être attribué aux changements qui ont touché les dispositions législatives concernant la fréquentation obligatoire de l'école, ces personnes ayant été âgées de 15 ans à un moment donné avant 1950 (Oreopoulos, 2006). C'est le résultat statistiquement significatif de cette cohorte qui est à l'origine des résultats des tests F, au point que nous ne pouvons raisonnablement rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle toutes les coordonnées à l'origine sont collectivement égales à zéro.

Sauf pour cette dernière exception, les résultats de ce modèle montrent que, tant pour les hommes que pour les femmes, l'association intergénérationnelle du niveau de scolarité, y compris le niveau de scolarité moyen global, est demeurée stable pour toutes les cohortes de naissance. Aucune des conclusions liées aux tableaux 6 et 7 ne doit être modifiée : les fils d'immigrants nés au Canada acquièrent environ 0,10 an de plus de scolarité pour chaque année additionnelle acquise par leurs pères, et les filles, à peu près la même chose, soit 0,16; il s'agit d'un résultat significativement plus faible que celui des enfants nés au Canada de parents nés au Canada, qui acquièrent de 0,3 à 0,4 année de scolarité de plus pour chaque année additionnelle. De façon particulière, le degré de mobilité intergénérationnelle chez les Canadiens de la

9. Au départ, nous étions portés à utiliser des cohortes de 10 ans, mais le groupe des 55 à 64 ans représentait environ 7 % des échantillons, et nous avons décidé de l'agréger avec les 45 à 54 ans, après que les régressions préliminaires n'aient révélé aucun résultat statistiquement significatif.
10. Il convient encore une fois de souligner que ces résultats ont trait au cas de référence des personnes vivant en Ontario.

deuxième génération la plus récente n'est pas plus fort ni plus faible qu'il a toujours été, et il n'a pas changé par rapport à celui des Canadiens de troisième génération.

Il convient de souligner que la cohorte de deuxième génération la plus jeune de notre analyse, c'est-à-dire les 25 à 34 ans en 2000, sont nés en moyenne en 1970, et pas avant 1966. Autrement dit, cette cohorte est née juste après la mise en œuvre de changements stratégiques importants qui ont entraîné la suppression du système de quotas pour les pays d'origine comme méthode de sélection des immigrants. Par conséquent, leurs parents sont probablement arrivés au pays avant que ce système soit remplacé par une politique fondée sur un nombre de points et axée sur l'intégration au marché du travail. De ce fait, la mesure dans laquelle ces conclusions peuvent être extrapolées dans l'avenir est une question ouverte. Les résultats pourraient différer si l'analyse devait être reprise à l'avenir avec des cohortes d'immigrants plus récentes et leurs enfants, c'est-à-dire ceux qui ont été sélectionnés en vertu de la nouvelle politique et qui, par conséquent, sont beaucoup plus diversifiés du point de vue leurs origines nationales.

5 Certaines précisions

Ces conclusions ont toutes trait à des moyennes et font ressortir les tendances générales au pays. Toutefois, la taille plus importante de l'échantillon du recensement nous permet d'explorer la variation des données de façon plus détaillée que toute autre source de données. Les figures 1 et 2, par exemple, présentent des diagrammes de dispersion des années de scolarité des parents et des enfants utilisés dans l'analyse de régression présentée dans la première colonne des tableaux 6 et 7. Cela illustre les données regroupées de chacun des 70 pays qui constituent notre fichier d'analyse. Un aperçu de cette sorte serait disponible à partir de l'Enquête sur la diversité ethnique, mais en raison de la taille plus petite de l'échantillon, pour seulement 30 pays environ. La droite de régression par les moindres carrés pondérés et des pentes de 0,136 pour les années de scolarité du père et du fils et de 0,102 pour les années de scolarité du père et de la fille sont incluses dans les figures, tout comme les années moyennes de scolarité des pères nés au Canada et de leurs enfants nés au Canada. Ces derniers points servent à illustrer l'exemple et ne sont pas utilisés dans la régression[11].

Les figures font ressortir clairement que les enfants d'immigrants sont plus scolarisés que leurs homologues dont les parents sont nés au Canada. Le niveau de scolarité des derniers est inférieur au niveau prédit par la droite de régression pour le nombre moyen d'années de scolarité de leurs pères. Même s'il y a une régression rapide à la moyenne chez les enfants immigrants, beaucoup plus rapide que pour la population née au Canada, il convient de souligner que cette moyenne est

11. Nous avons examiné la robustesse des estimations de régression en supprimant successivement une observation de l'estimation et en recalculant la pente avant, puis en la réincluant dans l'estimation et en supprimant l'observation suivante. Il n'existe pas d'observations particulièrement influentes dans les données, la pente estimée ne changeant pas du tout. La seule exception à ce chapitre, tant pour les fils que pour les filles, a trait aux estimations excluant le Royaume-Uni, l'Italie et le Portugal. Sans le Royaume-Uni, la pente pour les pères-fils est d'un peu plus de 0,16, et de même, sans l'Italie; sans le Portugal, elle est de 0,11. Toutes ces erreurs se situent à l'intérieur d'une erreur type (0,038) de l'estimation originale de 0,136. Les modèles généraux et les conclusions se maintiennent aussi pour l'analyse pères-filles. En outre, pour qu'elle soit strictement correcte, les moyennes figurant dans les figures concernent le cas de référence d'une personne vivant en Ontario.

une moyenne fondée sur les immigrants, les enfants d'immigrants comportant une régression à une moyenne différente, plus élevée que celle des enfants de parents nés au Canada.

Les figures font aussi ressortir clairement qu'en dépit des tendances générales, il existe une forte variation en ce qui a trait aux droites de régression estimées. Pour la grande majorité des pays, les pères immigrants ont plus de scolarité en moyenne que les pères nés au Canada, et cet avantage est transmis à la génération suivante, les fils et les filles ayant un plus grand nombre d'années de scolarité que la cohorte née au Canada de parents nés au Canada. Il y a seulement quatre pays où le niveau de scolarité des immigrants est inférieur à la moyenne canadienne et où cet écart continue à se refléter dans la génération suivante de fils et de filles. Pour tous les autres pays dans lesquels le niveau de scolarité du père est inférieur à la moyenne, les enfants font des gains relatifs et dépassent la moyenne canadienne.

Nous utilisons les données de ces figures, combinées à des données similaires sur les gains hebdomadaires d'Aydemir, Chen et Corak (à paraître), pour faire ressortir les préoccupations particulières communes. On pourrait s'imaginer que les questions d'intégration dans la grande collectivité seraient particulièrement prédominantes, à tout le moins dans les deux cas suivants. Tout d'abord, prenons le cas des pères qui arrivent au pays avec un niveau de scolarité supérieur à la moyenne, mais qui gagnent moins que la moyenne. Il pourrait s'agir en partie de la situation qui se produit, du fait des difficultés déclarées de faire reconnaître les titres de scolarité acquis à l'étranger sur le marché du travail au Canada. Si ces pères étaient témoins d'un scénario similaire pour leurs enfants, on peut raisonnablement imaginer qu'un sentiment de frustration ou de manque d'appartenance à l'égard du pays hôte pourrait se développer chez eux, de même que chez leurs fils et leurs filles adultes. Ils pourraient souhaiter assumer les coûts des gains inférieurs à la moyenne, en dépit d'un niveau de scolarité supérieur à la moyenne, mais le fait de voir que ces coûts n'entraînent pas une amélioration de la situation de leurs enfants pourrait modifier leur perspective et celle de leurs enfants. Le deuxième scénario particulièrement pertinent pourrait être celui de la transmission intergénérationnelle de gains et de scolarité moins élevés : les pères qui arrivent au pays avec un niveau de scolarité inférieur à la moyenne et qui obtiennent des gains inférieurs à la moyenne voient leurs enfants acquérir un niveau de scolarité et des gains plus faibles que la majorité. Il s'agit d'un scénario où l'exclusion sociale peut être ressentie d'une génération à l'autre.

Afin d'illustrer la pertinence de ces deux possibilités, nous procédons à une classification croisée des données des figures 1 et 2 avec des données similaires sur les gains hebdomadaires des parents et enfants. Les résultats sont présentés dans les tableaux 11 et 12, la première partie portant sur les pays d'origine dans lesquels les pères ont en moyenne un plus grand nombre d'années de scolarité que leurs homologues canadiens, et la partie 2, sur ceux où ils ont un moins grand nombre d'années de scolarité. Si l'on se concentre sur le tableau 11, qui porte sur le rapport père-fils, on remarque tout d'abord qu'il n'existe pas de cas de mobilité à la baisse du niveau de scolarité : si les pères ont un niveau de scolarité supérieur à la moyenne, leurs fils feront de même. En deuxième lieu, dans 57 des 70 pays, les pères ont un niveau de scolarité supérieur à la moyenne et, dans les deux tiers des cas, ils ont aussi des gains inférieurs à la moyenne. Toutefois, dans 11 de ces 38 cas, les fils gagnent eux aussi moins que la moyenne canadienne, même s'ils ont un niveau de scolarité supérieur à la moyenne. C'est donc dire que seulement un très petit nombre de pays représentant une faible population totale se trouvent dans

cette situation potentiellement difficile. Ceci étant dit, ils sont dominés par les pays des Caraïbes qui, comme l'Afrique de l'Ouest, représentent un groupe de minorités visibles dont font mention Reitz et Bannerjee (2007), et qui servent de base à leur perspective assez pessimiste concernant l'intégration des immigrants de deuxième génération[12].

En ce qui a trait à notre deuxième scénario, on compte seulement 12 pays dans lesquels les pères ont un nombre d'années de scolarité inférieur à la moyenne, et des gains inférieurs à la moyenne et, dans tous ces cas, sauf deux, les fils ont des gains supérieurs à la moyenne, rompant avec ces débuts potentiellement difficiles. Certains de ces fils y arrivent en acquérant un niveau de scolarité supérieur à la moyenne (6 sur 10), tandis que d'autres continuent d'avoir un niveau de scolarité inférieur à la moyenne, mais des gains plus élevés. Il existe seulement deux cas de transmission intergénérationnelle du désavantage dans les gains, mais pas dans la scolarité : Chypre et la Grèce, et ni l'un ni l'autre de ces pays n'est mentionné dans les ouvrages existants comme représentant une source particulière de mécontentement.

La situation pour les filles, qui est présentée dans le tableau 12, est en fait bien différente de celle des fils. Il n'existe qu'un cas de mobilité à la baisse pour la scolarité, la Norvège, et seulement un cas de pères qui ont un niveau de scolarité supérieur à la moyenne et des gains inférieurs à la moyenne et dont les filles ont aussi un niveau de scolarité supérieur à la moyenne et des gains inférieurs à la moyenne. Pour 37 des 38 pays d'origine des pères dans cette situation, les filles ont un niveau de scolarité plus élevé et des gains plus élevés que leurs homologues nés au Canada. Par ailleurs, il n'existe pas d'exemples de transmission intergénérationnelle de scolarité et de gains moins élevés. On compte 13 pays d'origine pour lesquels les pères ont en moyenne un niveau moins élevé de scolarité que la moyenne canadienne, et dans 12 de ces pays, ils ont des gains inférieurs à la moyenne. Toutefois, il n'existe qu'un cas dans lequel les filles se retrouvent avec un niveau de scolarité et des gains inférieurs à la moyenne.

6 Conclusion

Notre analyse du degré et de la nature de la mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité chez les enfants nés au Canada de parents immigrants éclaire trois questions connexes comprise dans ce thème. Tout d'abord, nous avons déterminé que l'élasticité entre les années de scolarité des parents et des enfants est assez faible chez les immigrants et leurs enfants et, en fait, beaucoup plus faible que pour les enfants nés au Canada de parents nés au Canada. En deuxième lieu, l'argent a peu à faire avec ce lien intergénérationnel et, dans les faits, les parents immigrants ayant de plus faibles gains ont des enfants plus scolarisés. Enfin, l'étroitesse du lien entre les années de scolarité des parents et des enfants ne change pas selon la cohorte de naissance pour la période d'après-guerre. Tout cela se produit dans un contexte où les immigrants et leurs enfants ont en moyenne un plus grand nombre d'années de scolarité que les Canadiens qui sont au pays

12. Le fait que le Japon soit aussi inclus dans ce groupe peut constituer une anomalie. Un examen plus étroit des données montre qu'en ce qui a trait aux gains hebdomadaires, les données pour les pères et les fils sont essentiellement similaires à la moyenne canadienne, ne différant que par moins de 0,01 point log. Le Japon pourrait tout aussi aisément être inclus dans le groupe supérieur à la moyenne, comme ci-après.

depuis plus de deux générations. Parallèlement, il convient de souligner que notre analyse ne vise pas à déterminer ou à expliquer les raisons qui sous-tendent ces modèles.

Nous soulignons en outre le fait que nos résultats descriptifs sont globaux et se rapportent à des moyennes sociétales, en plus d'offrir un aperçu général pour ce qui est de la scolarité des enfants et des enfants d'immigrants. Quoiqu'il en soit, les données montrent des faits intéressants de nature plus détaillée. Nous faisons ressortir le fait que certains enfants dans certaines collectivités ont des niveaux de scolarité supérieurs à la moyenne, mais des gains moyens inférieurs à l'âge adulte, un modèle qui fait écho à la situation à laquelle ont fait face leurs parents. Cela s'applique aux enfants d'immigrants d'un petit nombre de pays, et plus particulièrement les Caraïbes et l'Afrique de l'Ouest. Cela s'apparente aux messages principaux de Reitz et Banerjee (2007). Même si ces groupes représentent une petite fraction de la population totale, il est important de comprendre aussi la nature du processus intergénérationnel qui sous-tend le résultat, et cela peut probablement être étudié de façon plus efficace grâce à des analyses détaillées propres à ces collectivités.

Enfin, il convient de souligner que, du fait de sa nature même, notre analyse est historique et ne porte que sur les cohortes d'immigrants qui sont arrivées au pays il y a quelques décennies et dont les enfants ont fréquenté l'école dans le passé. En dépit de notre examen de cohortes passées d'immigrants et de leurs enfants et de la possibilité qu'il existe une certaine continuité dans le processus intergénérationnel entre les cohortes les plus récentes et les plus anciennes de la période d'après-guerre, on ne sait pas dans quelle mesure les modèles que nous exposons, et les groupes particuliers dont nous parlons, peuvent être extrapolés dans l'avenir.

Tableau 1
Caractéristiques des hommes canadiens selon le lieu de naissance et le lieu de naissance des parents, 2001

	Nés au Canada		Immigrants		Canadiens de deuxième génération		
	Autochtones	Troisième génération et plus	Âge à la migration 11 ans et moins	Âge à la migration 12 ans et plus	Père seulement immigrant	Mère seulement immigrante	Les deux parents immigrants
Nombre (non pondéré)	128 918	1 159 886	72 544	304 794	84 983	61 683	143 115
Part de la population (%)	2,7	61,5	3,9	16,5	4,5	3,3	7,7
Âge moyen (années)	35,2	38,8	35,7	44,1	39,7	39,3	34,9
Âge (répartition en %)							
16 à 24 ans	26,0	18,9	25,8	7,3	21,5	20,7	26,1
25 à 34 ans	24,8	19,1	22,8	16,2	18,3	18,7	26,8
35 à 44 ans	24,1	25,7	21,5	26,3	19,3	20,0	25,8
45 à 54 ans	15,8	22,3	22,1	26,2	19,8	25,1	11,0
55 à 65 ans	9,3	14,0	7,8	24,0	21,1	15,7	10,3
Nombre moyen d'années de scolarité	11,2	13,0	14,0	13,9	13,6	13,7	14,1
Années de scolarité (répartition en %)							
Moins de 12 ans	52,7	28,4	19,0	21,5	22,4	21,0	16,5
12 ans	22,4	22,3	19,6	14,5	22,9	23,0	20,2
13 à 15 ans	17,4	27,3	29,8	25,3	27,3	28,1	30,8
16 ans et plus	7,5	22,0	31,6	38,6	27,4	27,9	32,6
Grade le plus élevé (répartition en %)							
Sans diplôme d'études secondaires	48,2	28,3	22,2	22,7	24,1	23,2	19,7
Diplôme d'études secondaires	27,5	31,2	31,3	24,3	30,9	30,8	31,8
Certificat	20,9	26,5	25,9	25,5	26,7	26,7	27,7
Diplôme de premier cycle	2,9	11,1	16,3	18,4	14,2	15,1	17,2
Diplôme de deuxième et de troisième cycles	0,5	2,9	4,3	9,1	4,1	4,2	3,7

Nota : Tous les calculs sont fondés sur des données pondérées. Les chiffres ayant été arrondis, les répartitions en pourcentage des colonnes peuvent ne pas correspondre à 100 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de 2001.

Tableau 2
Caractéristiques des femmes canadiennes selon le lieu de naissance et le lieu de naissance des parents, 2001

	Nées au Canada		Immigrantes		Canadiennes de deuxième génération		
	Autochtones	Troisième génération et plus	Âge à la migration 11 ans et moins	Âge à la migration 12 ans et plus	Père seulement immigrant	Mère seulement immigrante	Les deux parents immigrants
Nombre (non pondéré)	132 076	1 187 527	70 789	331 788	89 656	62 344	140 682
Part de la population (%)	2,8	61,0	3,7	17,4	4,6	3,2	7,3
Âge moyen (années)	35,4	39,2	36,0	43,7	40,2	39,6	35,1
Âge (répartition en %)							
16 à 24 ans	24,9	17,9	24,4	6,8	19,9	19,9	25,4
25 à 34 ans	25,3	19,3	22,7	18,2	18,4	18,9	26,9
35 à 44 ans	24,7	26,1	22,5	26,5	19,5	20,0	25,9
45 à 54 ans	15,9	22,5	22,6	25,8	20,4	25,1	11,1
55 à 65 ans	9,2	14,3	7,8	22,6	21,9	16,2	10,8
Nombre moyen d'années de scolarité	11,6	13,2	13,8	13,2	13,6	13,7	14,3
Années de scolarité (répartition en %)							
Moins de 12 ans	46,3	24,3	18,1	24,4	19,9	18,7	13,4
12 ans	22,3	23,1	21,4	16,3	24,4	24,7	20,5
13 à 15 ans	22,0	30,7	31,1	28,7	30,2	30,4	32,7
16 ans et plus	9,4	22,0	29,0	30,6	25,7	26,2	33,3
Grade le plus élevé (répartition en %)							
Sans diplôme d'études secondaires	42,8	24,5	20,5	26,1	21,7	20,8	16,1
Diplôme d'études secondaires	28,0	31,4	32,5	26,5	30,8	30,8	31,2
Certificat	23,9	29,2	26,7	25,4	29,0	29,2	29,1
Diplôme de premier cycle	4,8	12,6	17,0	16,8	15,4	15,9	20,4
Diplôme de deuxième et de troisième cycles	0,6	2,3	3,4	5,2	3,1	3,3	3,2

Nota : Tous les calculs sont fondés sur des données pondérées. Les chiffres ayant été arrondis, les répartitions en pourcentage des colonnes peuvent ne pas correspondre à 100 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de 2001.

Tableau 3
Répartition en pourcentage du niveau de scolarité selon la cohorte d'âge, hommes de 16 à 65 ans en 2001

	Nés au Canada		Immigrants		Canadiens de deuxième génération		
	Autochtones	Troisième génération et plus	Âge à la migration 11 ans et moins	Âge à la migration 12 ans et plus	Père seulement immigrant	Mère seulement immigrante	Les deux parents immigrants
				pourcentage[1]			
16 à 24 ans							
Moins de 12 ans	59,1	31,9	29,0	24,2	27,0	28,0	22,4
12 ans	26,6	28,2	23,4	23,0	28,5	29,0	23,3
13 à 15 ans	12,0	30,0	34,0	36,4	32,5	31,3	36,5
16 ans et plus	2,2	9,9	13,7	16,5	12,0	11,7	17,9
25 à 34 ans							
Moins de 12 ans	43,2	16,6	9,3	13,9	10,6	8,8	7,9
12 ans	25,7	21,9	16,9	14,3	20,2	21,7	17,1
13 à 15 ans	21,5	31,3	29,3	26,7	30,7	31,1	30,8
16 ans et plus	9,6	30,1	44,6	45,2	38,5	38,4	44,2
35 à 44 ans							
Moins de 12 ans	48,5	23,1	14,7	17,2	15,8	15,7	11,9
12 ans	21,7	23,2	20,0	14,2	22,8	22,8	20,5
13 à 15 ans	20,1	29,1	29,6	25,7	28,5	29,8	30,7
16 ans et plus	9,8	24,6	35,8	43,0	32,9	31,7	36,8
45 à 54 ans							
Moins de 12 ans	53,1	28,7	18,4	20,3	19,5	19,8	15,3
12 ans	18,1	21,1	18,4	13,7	22,8	22,1	20,2
13 à 15 ans	19,1	25,8	28,4	24,9	25,8	26,7	28,1
16 ans et plus	9,8	24,3	34,9	41,1	31,9	31,4	36,5
55 à 65 ans							
Moins de 12 ans	70,7	49,2	28,4	32,0	36,5	34,9	36,9
12 ans	11,1	15,1	17,2	13,4	19,8	18,6	19,4
13 à 15 ans	11,2	17,1	22,2	21,2	19,5	20,5	19,1
16 ans et plus	6,9	18,7	32,2	33,5	24,2	26,1	24,6
25 à 65 ans							
Moins de 12 ans	50,5	27,6	15,6	21,3	21,1	19,1	14,4
12 ans	20,9	20,9	18,3	13,9	21,4	21,5	19,1
13 à 15 ans	19,2	26,7	28,3	24,5	25,9	27,3	28,8
16 ans et plus	9,4	24,8	37,8	40,4	31,6	32,1	37,8
Grade le plus élevé							
Sans diplôme d'études secondaires	42,3	25,4	15,9	21,9	20,5	18,9	15,5
Diplôme d'études secondaires	27,6	29,2	26,8	22,5	27,2	27,5	26,3
Certificat	25,8	29,0	31,3	26,6	30,5	30,7	32,6
Diplôme de premier cycle	3,6	12,9	20,2	19,3	16,7	17,7	20,6
Diplôme de deuxième et de troisième cycles	0,7	3,5	5,7	9,8	5,2	5,2	4,9
				années			
Nombre moyen d'années de scolarité	11,2	13,1	14,4	14,0	13,8	14,0	14,4

1. Répartition en pourcentage par colonne à l'intérieur de chaque cohorte.
Nota : Tous les calculs sont fondés sur des données pondérées. Les chiffres ayant été arrondis, les répartitions en pourcentage des colonnes peuvent ne pas correspondre à 100 %.
Source : Statistique Canada, Recensement de 2001.

Tableau 4
Répartition en pourcentage du niveau de scolarité selon la cohorte d'âge, femmes de 16 à 65 ans en 2001

	Nées au Canada		Immigrantes		Canadiennes de deuxième génération		
	Autochtones	Troisième génération et plus	Âge à la migration 11 ans et moins	Âge à la migration 12 ans et plus	Père seulement immigrant	Mère seulement immigrante	Les deux parents immigrants
				pourcentage[1]			
16 à 24 ans							
Moins de 12 ans	53,4	25,8	25,8	20,9	23,3	23,8	18,2
12 ans	26,6	24,7	21,1	22,1	24,3	25,6	19,2
13 à 15 ans	16,6	35,1	37,0	37,5	35,8	35,4	39,1
16 ans et plus	3,3	14,5	16,2	19,6	16,6	15,4	23,5
25 à 34 ans							
Moins de 12 ans	36,6	11,8	7,1	14,4	7,3	7,3	4,8
12 ans	23,4	19,3	14,9	14,8	18,0	17,7	14,0
13 à 15 ans	27,3	33,7	30,5	29,7	31,7	31,4	31,1
16 ans et plus	12,7	35,2	47,5	41,1	43,0	43,6	50,1
35 à 44 ans							
Moins de 12 ans	40,2	17,6	12,7	18,2	11,6	11,6	8,3
12 ans	22,5	26,1	24,1	15,9	25,7	26,1	24,1
13 à 15 ans	25,6	32,7	32,0	30,0	32,6	32,8	33,5
16 ans et plus	11,8	23,6	31,2	35,8	30,1	29,5	34,2
45 à 54 ans							
Moins de 12 ans	47,0	26,2	20,2	25,2	17,4	17,9	13,0
12 ans	19,3	24,9	26,8	16,5	27,8	28,3	25,8
13 à 15 ans	21,8	28,5	27,6	28,7	28,8	28,7	30,1
16 ans et plus	11,8	20,5	25,4	29,7	25,9	25,1	31,2
55 à 65 ans							
Moins de 12 ans	69,6	48,4	35,2	39,8	36,9	35,6	36,8
12 ans	12,1	18,0	23,8	15,8	24,4	24,6	26,1
13 à 15 ans	12,6	20,7	22,4	23,9	23,5	23,0	22,3
16 ans et plus	5,7	12,8	18,6	20,5	15,3	16,8	14,7
25 à 65 ans							
Moins de 12 ans	44,0	24,0	15,6	24,6	19,0	17,4	11,8
12 ans	20,9	22,8	22,1	15,8	24,1	24,5	21,0
13 à 15 ans	23,8	29,7	29,2	28,1	29,0	29,2	30,5
16 ans et plus	11,4	23,6	33,1	31,5	28,0	28,9	36,7
Grade le plus élevé							
Sans diplôme d'études secondaires	37,6	22,5	15,5	26,0	19,1	17,7	12,7
Diplôme d'études secondaires	27,1	29,6	28,9	25,0	27,7	27,8	26,6
Certificat	28,8	31,3	31,2	26,2	32,3	32,7	33,2
Diplôme de premier cycle	5,8	14,0	20,1	17,3	17,1	17,9	23,4
Diplôme de deuxième et troisième cycles	0,8	2,7	4,4	5,5	3,8	4,0	4,1
				années			
Nombre moyen d'années de scolarité	11,7	13,2	14,1	13,2	13,8	13,9	14,5

1. Répartition en pourcentage par colonne à l'intérieur de chaque cohorte.

Nota : Tous les calculs sont fondés sur des données pondérées. Les chiffres ayant été arrondis, les répartitions en pourcentage des colonnes peuvent ne pas correspondre à 100 %.

Source : Statistique Canada, Recensement de 2001.

Tableau 5
Années de scolarité selon la région d'origine des parents pour les hommes et les femmes de deuxième génération âgés de 25 à 37 ans, recensement et Enquête sur la diversité ethnique

	Recensement	Enquête sur la diversité ethnique
	années	
Pères		
Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest	13,9	13,8
Caraïbes, Amérique centrale et du Sud et Océanie	13,0	13,4
Europe du Sud et de l'Est	8,8	8,7
Afrique	14,9	16,1
Asie	13,6	14,3
Nés au Canada	11,3	11,9
Mères		
Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest	12,9	12,8
Caraïbes, Amérique centrale et du Sud et Océanie	12,0	13,0
Europe du Sud et de l'Est	8,1	8,2
Afrique	12,9	13,6
Asie	12,1	13,5
Nées au Canada	11,6	11,4
Hommes de deuxième génération		
Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest	14,8	14,5
Caraïbes, Amérique centrale et du Sud et Océanie	14,8	14,8
Europe du Sud et de l'Est	14,8	15,1
Afrique	16,3	16,4
Asie	16,3	16,1
Nés au Canada, troisième génération et plus	14,0	14,2
Femmes de deuxième génération		
Amérique du Nord, Europe du Nord et de l'Ouest	15,2	15,1
Caraïbes, Amérique centrale et du Sud et Océanie	15,6	15,8
Europe du Sud et de l'Est	15,4	15,0
Afrique	16,8	16,9
Asie	16,6	16,4
Nées au Canada, troisième génération et plus	14,6	14,5

Nota : Les « pères » et les « mères » du recensement dans les parties 1 et 2 désignent les pères et mères « potentiels » du Recensement de 1981 décrits dans le texte, tandis que, dans le cadre de l'Enquête sur la diversité ethnique, les étiquettes ont trait aux données rétrospectives déclarées par les répondants, avec des données catégoriques sur les niveaux de scolarité des parents convertis en années, conformément à la description du texte. Les hommes et les femmes de deuxième génération comprennent ceux âgés de 25 à 37 ans en 2001, dont les deux parents sont nés à l'extérieur du Canada. La taille de l'échantillon du Recensement de 1981 pour les parties 1 et 2 est de 80 651 répondants. Pour les parties 3 et 4, elle est de 45 415 et de 41 927 répondants, respectivement, pour la deuxième génération. La taille de l'échantillon de l'Enquête sur la diversité ethnique est de 1 673 (789 hommes et 884 femmes).

Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 6
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne de la mobilité du niveau de scolarité entre les générations, hommes de 25 à 37 ans

	Recensement	Enquête sur la diversité ethnique		
	Deuxième génération	Deuxième génération	Ensemble de la population des 25 à 37 ans	Troisième génération et plus
Niveau de scolarité du père	0,136	0,134	0,329	0,400
	(0,038)	(0,031)	(0,023)	(0,031)
Constante	13,6	16,3	6,4	3,1
	(0,433)	(9,38)	(5,74)	(7,10)
Taille de l'échantillon	70	739	2 965	1 455
R-carré	0,30	0,111	0,145	0,170
Niveau de scolarité de la mère	0,122	0,162	0,309	0,381
	(0,030)	(0,036)	(0,028)	(0,038)
Constante	14,0	21,6	9,3	6,3
	(0,376)	(9,39)	(5,94)	(7,34)
Taille de l'échantillon	70	729	2 946	1 443
R-carré	0,220	0,106	0,095	0,115
Niveau de scolarité du père	0,743	0,080	0,267	0,320
	(0,134)	(0,046)	(0,028)	(0,036)
Niveau de scolarité de la mère	-0,657	0,104	0,144	0,213
	(0,138)	(0,053)	(0,034)	(0,043)
Constante	13,3	20,0	3,1	-2,4
	(0,337)	(9,47)	(5,82)	(7,16)
Taille de l'échantillon	70	697	2 840	1 392
R-carré	0,490	0,121	0,160	0,196

Nota : Les erreurs-types sont entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 7
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne de la mobilité du niveau de scolarité entre les générations, femmes de 25 à 37 ans

	Recensement	Enquête sur la diversité ethnique		
	Deuxième génération	Deuxième génération	Ensemble de la population des 25 à 37 ans	Troisième génération et plus
Niveau de scolarité du père	0,102	0,163	0,292	0,370
	(0,031)	(0,033)	(0,021)	(0,029)
Constante	14,4	10,0	3,8	1,0
	(0,365)	(12,2)	(5,78)	(6,96)
Taille de l'échantillon	70	815	3 481	1 734
R-carré	0,22	0,078	0,128	0,162
Niveau de scolarité de la mère	0,092	0,128	0,298	0,403
	(0,030)	(0,036)	(0,026)	(0,034)
Constante	14,7	6,2	3,5	2,7
	(0,316)	(12,3)	(5,83)	(7,02)
Taille de l'échantillon	70	824	3 553	1 768
R-carré	0,16	0,043	0,109	0,154
Niveau de scolarité du père	0,580	0,160	0,206	0,249
	(0,121)	(0,045)	(0,024)	(0,032)
Niveau de scolarité de la mère	-0,516	0,0098	0,167	0,252
	(0,127)	(0,048)	(0,029)	(0,036)
Constante	14,1	9,3	2,5	-0,116
	(0,287)	(12,7)	(5,66)	(6,81)
Taille de l'échantillon	70	786	3 372	1 683
R-carré	0,38	0,079	0,150	0,206

Nota : Les erreurs-types sont entre prarenthèses.
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 8
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne de la mobilité du niveau de scolarité entre les générations, niveau de scolarité et revenu des parents, pour les hommes et les femmes de 25 à 37 ans

	(1)	(2)	(3)
Hommes de 25 à 37 ans			
Niveau de scolarité du père	0,136		0,198
	(0,038)		(0,054)
ln des gains du père		0,465	-2,09
		(0,980)	(1,06)
Constante	13,6	12,1	27,1
	(0,433)	(6,70)	(6,72)
Taille de l'échantillon	70	70	70
R-carré	0,30	0,01	0,40
Femmes âgées de 25 à 37 ans			
Niveau de scolarité du père	0,102		0,153
	(0,031)		(0,047)
ln des gains du père		0,284	-1,69
		(0,815)	(0,935)
Constante	14,4	13,7	25,2
	(0,365)	(5,57)	(5,94)
Taille de l'échantillon	70	70	70
R-carré	0,22	0,00	0,31

Nota : Les erreurs-types sont entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 9
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne de la mobilité du niveau de scolarité entre les générations, modèle contenant toutes les interactions avec les cohortes de naissance, hommes de 25 à 37 ans

	Deuxième génération	Ensemble de la population	Troisième génération et plus
Niveau de scolarité du père	0,104	0,307	0,371
	(0,034)	(0,0255)	(0,0349)
Niveau de scolarité du père × 35 à 44 ans	0,077	-0,0198	-0,0286
	(0,053)	(0,0362)	(0,0489)
Niveau de scolarité du père × 45 à 64 ans	0,052	0,0556	0,0253
	(0,082)	(0,0419)	(0,0531)
Niveau de scolarité du père × 65 ans	0,106	0,0699	0,0609
	(0,099)	(0,0642)	(0,0914)
Constante	14,2	11,2	10,2
	(0,45)	(0,339)	(0,454)
35 à 44 ans	-0,944	0,081	0,231
	(0,637)	(0,441)	(0,584)
45 à 64 ans	-1,06	-1,05	-0,653
	(0,875)	(0,469)	(0,594)
65 ans et plus	-3,73	-2,95	-2,76
	(0,964)	(0,656)	(0,908)
Taille de l'échantillon	1 770	9 180	4 755
R-carré	(0,197)	(0,187)	(0,198)
Test F pour les interactions de pente = 0	0,92 (0,430)	1,48 (0,218)	0,54 (0,653)
Test F pour les interactions de coordonnées à l'origine = 0	5,03 (0,002)	9,30 (0,00)	4,30 (0,005)
Test F pour toutes les interactions = 0	14,7 (0,00)	24,37 (0,00)	12,1 (0,00)

Nota : Les erreurs-types sont entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 10
Estimations par les moindres carrés des modèles de régression vers la moyenne de la mobilité du niveau de scolarité entre les générations, modèle contenant toutes les interactions avec les cohortes de naissance, femmes de 25 à 37 ans

	Deuxième génération	Ensemble de la population	Troisième génération et plus
Niveau de scolarité du père	0,157	0,246	0,311
	(0,036)	(0,024)	(0,032)
Niveau de scolarité du père × 35 à 44 ans	0,0067	0,060	0,0250
	(0,055)	(0,037)	(0,049)
Niveau de scolarité du père × 45 à 64 ans	-0,0067	0,0509	0,0173
	(0,076)	(0,035)	(0,044)
Niveau de scolarité du père × 65 ans	0,130	0,106	0,0847
	(0,072)	(0,055)	(0,085)
Constante	13,8	12,3	11,4
	(0,46)	(0,32)	(0,43)
35 à 44 ans	-0,626	-1,34	-0,909
	(0,62)	(0,43)	(0,57)
45 à 64 ans	-0,727	-1,82	1,35
	(0,81)	(0,41)	(0,52)
65 ans et plus	-4,67	-4,12	-3,92
	(0,76)	(0,54)	(0,79)
Taille de l'échantillon	1 952	10 892	5 703
R-carré	0,258	0,231	0,238
Test F pour les interactions de pente = 0	1,74 (0,156)	1,76 (0,153)	0,36 (0,784)
Test F pour les interactions de coordonnées à l'origine = 0	13,9 (0,00)	20,0 (0,00)	8,50 (0,00)
Test F pour toutes les interactions = 0	32,1 (0,00)	65,0 (0,00)	36,8 (0,00)

Nota : Les erreurs-types sont entre parenthèses.
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001, et Enquête sur la diversité ethnique de 2002.

Tableau 11
Pays et régions de naissance du père caractérisés selon la situation du père et les résultats du fils pour les Canadiens de deuxième génération par rapport aux résultats moyens des Canadiens et des Canadiens de troisième génération, 70 pays du recensement

	Niveau de scolarité du fils supérieur à la moyenne canadienne				Niveau de scolarité du fils inférieur à la moyenne canadienne	
	Gains inférieurs à la moyenne	Gains supérieurs à la moyenne			Gains inférieurs à la moyenne	Gains supérieurs à la moyenne
Niveau de scolarité du père supérieur à la moyenne canadienne						
a. Gains inférieurs à la moyenne canadienne	Barbade	Argentine	Autres pays d'Afrique du Nord	Espagne/Autres pays d'Europe du Sud		
	Colombie	Brésil/Chili	Autres pays d'Amérique du Sud	Sri Lanka		
	Océanie	Hong Kong	Autres pays d'Asie de l'Ouest	Suisse		
	Grenade	Inde	Autres pays d'Europe de l'Ouest	Syrie		
	Guyane	Iran/Iraq	Pakistan/Népal	Taïwan		
	Haïti	Israël	Philippines	Tanzanie		
	Jamaïque	Kenya	Pologne	Turquie		
	Japon	Corée	Roumanie	Ouganda		
	Sainte-Lucie	Maroc	Russie			
	Trinité	Pays-bas				
	Afrique de l'Ouest					
b. Gains supérieurs à la moyenne canadienne	Autres pays des Caraïbes	Australie	Allemagne	Nouvelle-Zélande		
	Autres pays d'Europe	Autriche	Hongrie	Norvège		
		République Tchèque/Bulgarie	Indonésie	Afrique du Sud		
	Afrique	Danemark	Irlande	Suède		
	États-Unis	Égypte	Malaisie et Singapour	Royaume-Uni		
		France				
Niveau de scolarité du père inférieur à la moyenne canadienne						
a. Gains inférieurs à la moyenne canadienne	Chypre	Chine	Liban	Autres pays de l'Asie de l'Est		Équateur
	Grèce	Italie	Malte	Yougoslavie		Autres pays d'Amérique centrale
						Paraguay
						Portugal
b. Gains supérieurs à la moyenne canadienne	Finlande					

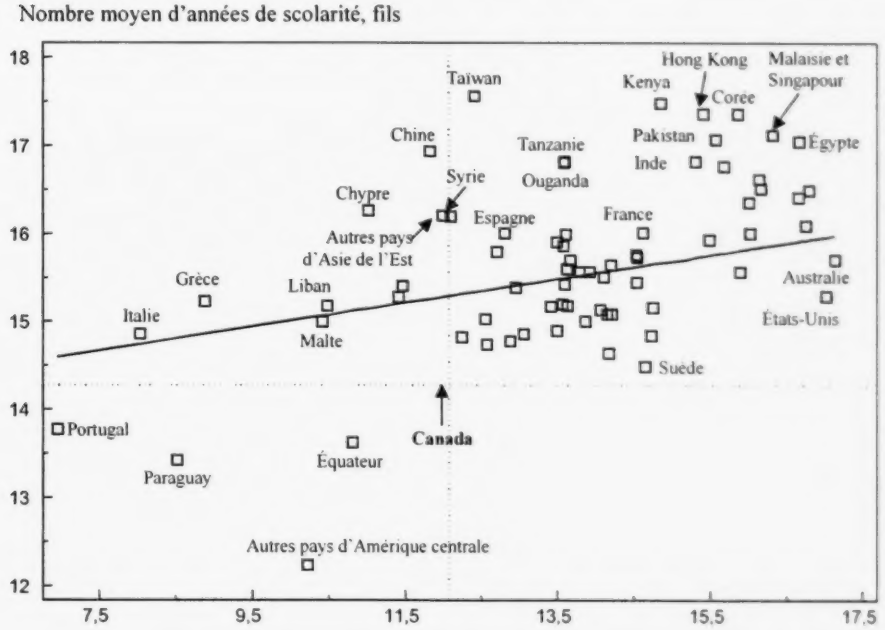
Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001.

Tableau 12
Pays et régions de naissance du père caractérisés selon la situation du père et les résultats de la fille pour les Canadiens de deuxième génération par rapports aux résultats moyens des Canadiens et des Canadiennes de troisième génération, 70 pays du recensement

	Niveau de scolarité de la fille supérieur à la moyenne canadienne				Niveau de scolarité de la fille inférieur à la moyenne canadienne	
	Gains inférieurs à la moyenne	Gains supérieurs à la moyenne			Gains inférieurs à la moyenne	Gains supérieurs à la moyenne
Niveau de scolarité du père supérieur à la moyenne canadienne						
a. Gains inférieurs à la moyenne canadienne	Autres pays d'Amérique du Sud	Argentine	Kenya	Sainte-Lucie		
		Barbade	Corée	Espagne/Autres pays d'Europe du Sud		
		Brésil/Chili	Maroc	Sri Lanka		
		Colombie	Pays-bas	Suisse		
		Grenade	Océanie	Syrie		
		Guyane	Autres pays d'Afrique du Nord	Taïwan		
		Haïti	Autres pays d'Asie de l'Ouest	Tanzanie		
		Hong Kong	Autres pays d'Europe de l'Est	Trinité		
		Inde	Pakistan/Népal	Turquie		
		Iran/Iraq	Philippines	Ouganda		
		Israël	Pologne	Afrique de l'Ouest		
		Jamaïque	Roumanie			
		Japon	Russie			
b. Gains supérieurs à la moyenne canadienne		Australie	Hongrie	Afrique	Norvège	
		Autriche	Indonésie	Afrique du Sud		
		République Tchèque/Bulgarie	Irlande	Suède		
		Danemark	Malaisie et Singapour	Royaume-Uni		
		Égypte	Nouvelle-Zélande	États-Unis		
		France	Autres pays des Caraïbes	Autres pays de l'Union européenne		
		Allemagne				
Niveau de scolarité du père inférieur à la moyenne canadienne						
a. Gains inférieurs à la moyenne canadienne		Chine	Équateur	Liban	Autres pays d'Amérique centrale	Autres pays de l'Asie de l'Est
		Chypre	Grèce	Malte		Paraguay
			Italie	Yougoslavie		Portugal
b. Gains supérieurs à la moyenne canadienne		Finlande				

Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et 2001.

Figure 1
Diagramme de dispersion de données groupées sur les années de scolarité pour les pères immigrants et les fils de deuxième génération, données du recensement pour les enfants d'immigrants nés au Canada, 25 à 37 ans

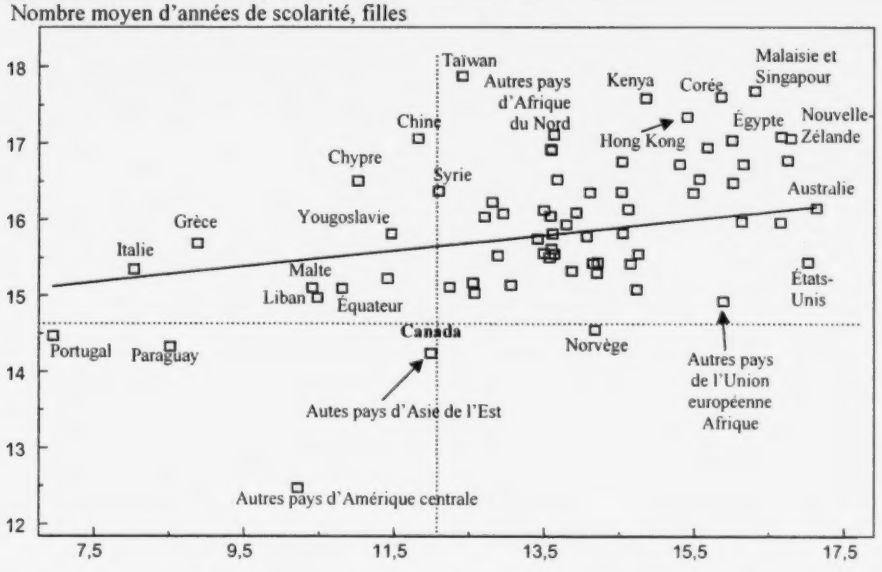


Nota : Les lignes pointillées verticales et horizontales correspondent aux années moyennes de scolarité des pères nés au Canada et de leurs fils nés au Canada, soit 12,1 et 14,3 années respectivement. Ces données ne sont pas utilisées dans l'analyse de régression des années de scolarité du père et du fils, les résultats de cette régression par les moindres carrés pondérés étant représentés par la ligne continue dont la pente est de 0,136.

Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001.

Figure 2

Diagramme de dispersion de données groupées sur les années de scolarité pour les pères immigrants et les filles de deuxième génération, données du recensement pour les enfants d'immigrants nés au Canada, 25 à 37 ans



Nota : Les lignes pointillées verticales et horizontales correspondent aux années moyennes de scolarité des pères nés au Canada et de leurs filles nées au Canada, soit 12,1 et 14,6 années respectivement. Ces données ne sont pas utilisées dans l'analyse de régression des années de scolarité du père et de la fille, les résultats de cette régression par les moindres carrés pondérés étant représentés par la ligne continue dont la pente est de 0,102.

Source : Statistique Canada, Recensements de 1981 et de 2001.

Bibliographie

Aydemir, Abdurrahman et George Borjas. Inédit. *Attenuation Bias in Measuring the Wage Impact of Immigration.* Ottawa : Statistique Canada.

Aydemir, Abdurrahman, Wen-Hao Chen et Miles Corak. À paraître. *The Intergenerational Earnings Mobility Among the Children of Canadian Immigrants. Review of Economics and Statistics.*

Aydemir, Abdurrahman, et Mikal Skuterud. 2005. « Explaining the deteriorating entry earnings of Canada's immigrant cohorts: 1966–2000 ». *Canadian Journal of Economics.* 38, 2 : 641–672.

Baker, Michael, et Dwayne Benjamin. 1994. « The performance of immigrants in the Canadian labor market ». *Journal of Labor Economics.* 12, 3 : 369–405.

Bloom, David E., Gilles Grenier et Morley Gunderson. 1995. « The changing labour market position of Canadian immigrants ». *Canadian Journal of Economics.* 28, 4 : 987–1005.

Bauer, Philipp, et Regina T. Riphahn. 2007. « Heterogeneity in the intergenerational transmission of educational attainment: Evidence from Switzerland on natives and second-generation immigrants ». *Journal of Population Economics.* 20, 1 : 121–148.

Behrman, Jere R., et Mark R. Rosenzweig. 2002. « Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? » *American Economic Review.* 92, 1 : 323–334.

Berman, Eli, et Zaur Rzakhanov. 2000. *Fertility, Migration, and Altrusim.* Document de travail du NBER n° 7545. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Borjas, George J. 1992. « Ethnic capital and intergenerational mobility ». *Quarterly Journal of Economics.* 107, 1 : 123–150.

Borjas, George J. 1993. « The intergenerational mobility of immigrants ». *Journal of Labor Economics.* 11, 1 : 113–135.

Card, David. 2005. « Is the new immigration really so bad? » *Economic Journal.* 115, 507 : F300–323.

Card, David, John E. DiNardo et Eugena Estes. 2000. « The more things change, immigrants and the children of immigrants in the 1940s, the 1970s, and the 1990s ». Dans *Issues in the Economics of Immigration.* George J. Borjas (rév.). Chicago : University of Chicago Press.

Corak, Miles. 2004. « Introduction ». Dans *Generational Income Mobility in North America and Europe.* Miles Corak (rév.). Cambridge : Cambridge University Press.

de Broucker, Patrice, et Laval Lavallée. 1998. « Aspects intergénérationnels de l'acquisition des capacités de lecture et de la scolarité ». Dans *Les marchés du travail, les industries sociales et l'avenir des enfants au Canada.* Miles Corak (rév.). N° 89-553-XIB1998001 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

de Haan, Monique, et Erik Plug. 2007. *Estimates of the Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling Using Censored and Uncensored Samples.* Document inédit présenté à la IZA/Workshop : Intergenerational Transmission of Socioeconomic Outcomes : Identifying the Underlying Mechanism.

Dustmann, Christian, et Nikolaos Theodoropoulos. 2006. *Ethnic Minority Immigrants and Their Children in Britain.* Travail inédit en cours. Centre for Research and Analysis of Migration. London, U.K. : University College London.

Ermisch, John, et Marco Francesconi. 2004. « Intergenerational mobility in Britain: New evidence from the British Household Panel Survey ». Dans *Generational Income Mobility in North America and Europe.* Miles Corak (rév.). Cambridge : Cambridge University Press.

Fertig Michael, et Christoph M. Schmidt. 2002. « First- and second-generation migrants in Germany—What do we know and what do people think ». Dans *Migration Policy and the Economy: International Experiences.* Ralph Rotte et Peter Stein (rév.). Munich : Hans Seidel-Stiftung.

Fournier, Élaine, George Butlin et Philip Giles. 1995. « Évolution intergénérationnelle de la scolarité des Canadiens ». *Revue trimestrielle de l'éducation.* 2, 2 : 22–33. N° 81-003XPB. Ottawa : Statistique Canada.

Frenette, Marc, et René Morissette. 2003. *Convergeront-ils un jour? Les gains des travailleurs immigrants et ceux nés au Canada au cours des dernières décennies.* Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2003215 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Gang, Ira N., et Klaus F. Zimmermann. 2000. « Is child like parent? Educational attainment and ethnic origin ». *Journal of Human Resources.* 35, 3 : 550–569.

Grant, Mary L. 1999. « Evidence of new immigrant assimilation in Canada ». *Canadian Journal of Economics.* 32, 4 : 930–955.

Haider, Steven, et Gary Solon. 2006. « Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings ». *American Economic Review.* 96, 4 : 1308–1320.

Hammarstedt, Mats, et Mårten Palme. 2006. *Intergenerational Mobility, Human Capital Transmission and the Earnings of Second-Generation Immigrants in Sweden.* Document de travail de l'IZA n° 1943.

Haveman, Robert H., et Barbara L. Wolfe. 1994. *Succeeding Generations: On the Effects of Investments in Children*. New York : Russell Sage Foundation.

Hertz, Tom, Tamara Jayasundera, Patrizio Piraino, Sibel Selcuk, Nicole Smith, et Alina Veraschagina. 2007. « The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends ». *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*. 7, 2 : 1–46.

Hou, Feng, et Garnett Picot. 2003. *La hausse des taux de faible revenu chez les immigrants au Canada*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2003198 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Mulligan, Casey B. 1997. *Parental Priorities and Economic Inequality*. Chicago : University of Chicago Press.

Nielsen, Helena Skyt, Michael Rosholm, Nina Smith et Leif Husted. 2003. « The school-to-work transition of 2nd generation immigrants in Denmark ». *Journal of Population Economics*. 16, 4 : 755–786.

Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) et Organisation des Nations Unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO). 2003. *Literacy Skills for the World of Tomorrow—Further Results from PISA 2000*. Paris et Montréal : OCDE et Institut de statistique de l'UNESCO.

Oreopoulos, Philip. 2006. « The compelling effects of compulsory schooling: Evidence from Canada ». *Canadian Journal of Economics*. 39, 1 : 22–52.

Österberg, Torun. 2000. « Economic perspectives on immigrants and intergenerational transmissions ». *Ekomiska Studier*. Vol. 102. Sweden : Goteborgs Universitet.

Reitz, Jeffrey G., et Rupa Banerjee. 2007. « Racial inequality, social cohesion and policy issues in Canada ». Dans *Belonging? Diversity, Recognition, and Shared Citizenship in Canada*. Keith Banting, Thomas J. Courchene et L. Leslie Seidle (eds.). Montréal: Institut de recherche en politiques publiques.

Riphahn, Regina T. 2002. « Residential location and youth unemployment: The economic geography of school-to-work transitions ». *Journal of Population Economics*. 15, 1 : 115–135.

Riphahn, Regina T. 2003. « Cohort effects in the educational attainment of second generation immigrants in Germany: An analysis of census data ». *Journal of Population Economics*. 16, 4 : 711–737.

Rooth, Dan-Olof, et Jan Ekberg. 2003. « Unemployment and earnings for second generation immigrants in Sweden. Ethnic background and parent composition ». *Journal of Population Economics*. 16, 4 : 787–814.

Sen, Anindya, et Anthony Clemente. Inédit. *Intergenerational Correlations in Educational Attainment and Birth Order Effects: Empirical Evidence from the 1986, 1994, and 2001 Canadian General Social Surveys.* University of Waterloo.

Solon, Gary. 1999. « Intergenerational mobility in the labor market ». Dans *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Orley C. Ashenfelter et David Card (rév.). Amsterdam : Elsevier Science. 1761–1800

Solon, Gary. 1992. « Intergenerational income mobility in the United States ». *American Economic Review*. 82, 3 : 393–408.

Soroka, Stuart, Richard Johnston et Keith Banting. 2007. « Ties that bind? Social cohesion and diversity in Canada ». Dans *Belonging? Diversity, Recognition, and Shared Citizenship in Canada*. Keith Banting, Thomas J. Courchene et F. Leslie Seidle (rév.). Montréal : Institut de recherche en politiques publiques.

Statistique Canada. 2003. *Enquête sur la diversité ethnique : portrait d'une société multiculturelle.* N° 89-593-XIF2003001 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Van Ours Jan C., et Justus Veenman. 2003. « The educational attainment of second-generation immigrants in the Netherlands ». *Journal of Population Economics*. 16, 4 : 739–753.

Worswick, Christopher J. 2004. « Adaptation and inequality: Children of immigrants in Canadian schools ». *Canadian Journal of Economics*. 37, 1 : 53–77.

Zhou, Min, et Susan S. Kim. 2006. « Community forces, social capital, and educational achievement: The case of supplementary education in the Chinese and Korean immigrant communities ». *Harvard Educational Review*. 76 : 1–29.